

TENDÊNCIAS EM SÉRIES DE PRECIPITAÇÃO MENSAL EM PORTUGAL CONTINENTAL. APLICAÇÃO DO TESTE DE MANN-KENDALL

João Filipe SANTOS

Equiparado assistente de 2º triénio, departamento de engenharia, ESTIG, Beja, joao.f.santos@estig.ipbeja.pt

Maria Manuela PORTELA

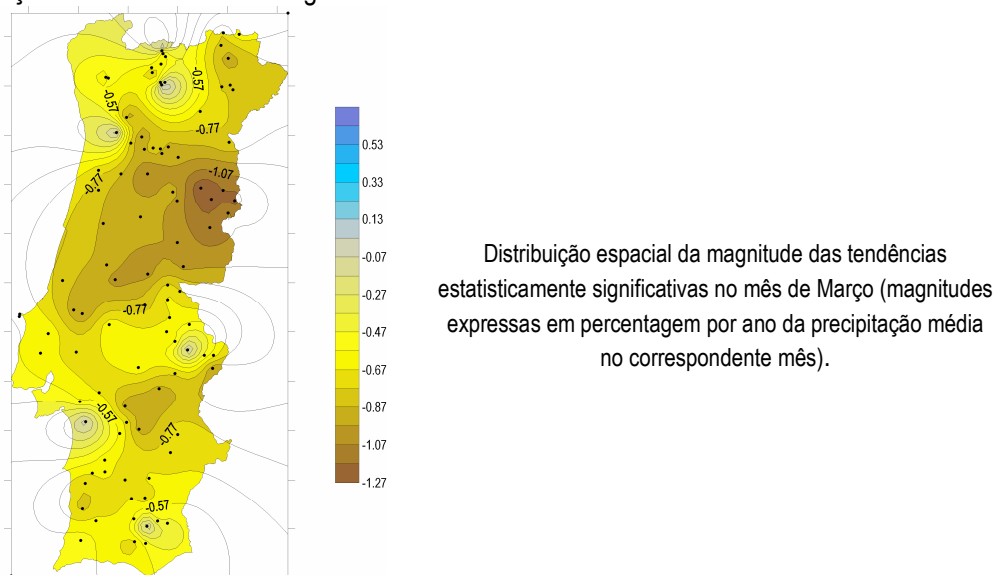
Prof. Auxiliar, IST, DECivil, SHRHA, Lisboa, mps@civil.ist.utl.pt

Resumo: Em consequência da mudança climática que se admite estar a ocorrer, esperam-se alterações no comportamento das séries temporais de variáveis hidro-climatológicas, em especial no daquelas que mais directamente se relacionam com o clima, como sejam a precipitação e a temperatura. Para a apreciação de tais alterações pode contribuir a análise dos registos disponíveis, desde que tais registos se refiram a séries longas. De modo geral, apenas para a precipitação se dispõe de séries, não só longas, mas também num número muito significativo de pontos de medição, circunstância que, de algum modo, possibilita a caracterização espacial das alterações que eventualmente venham a ser detectadas.

No anterior contexto, o presente artigo aborda a detecção de tendências e a quantificação da magnitude dessas tendências nas séries de precipitações mensais e anuais em 98 postos udométricos de Portugal Continental. Para o efeito, foi utilizado o período de análise de 94 anos (entre 1910/11 e 2003/04) e aplicado o teste estatístico não paramétrico de Mann-Kendall, para detectar as tendências estatisticamente significativas, e o estimador de declive de Sen, para quantificar a magnitude dessas tendências.

Em resultado do estudo concluiu-se existir uma tendência mais frequente para a diminuição da precipitação (a nível, quer mensal, quer anual) e, com grande ênfase, para a diminuição muito acentuada e generalizada da precipitação no mês de Março.

Estas circunstâncias, reflectindo ou não um contexto de mudança climática, terão certamente efeitos no balanço hidrológico ao nível da bacia hidrográfica, e, conseqüentemente, nas disponibilidades hídricas de superfície e no desempenho de albufeiras de aproveitamentos hidráulicos, com eventual alteração nas condições de fornecimento de água.



Palavras-chave: precipitações mensais e anuais, detecção de tendências, magnitude das tendências, teste de Mann-Kendall, declive de Sen, mudança climática.

1. OBJECTIVO. TRABALHOS ANTECEDENTES

Apresentam-se os resultados de uma análise destinada a averiguar se as alterações detectadas em trabalhos antecedentes, PORTELA e QUINTELA, 1998, 1999, 2001a, 2001b, nas características estatísticas de algumas séries hidrológicas, designadamente, nas médias de séries de precipitação, independentemente de serem ou não entendidas como indícios de mudança climática, são também reconhecidas mediante aplicação de procedimentos distintos dos então considerados, susceptíveis de identificar tendências monotónicas naquelas séries.

À semelhança daqueles trabalhos, a análise incidiu sobre a precipitação por se tratar da variável hidro-climatológica, não só mais amplamente caracterizada através das redes de monitorização, mas também mais directamente relacionável com o clima.

Como enunciado nos trabalhos daqueles autores, desde que se disponha de séries temporais da precipitação suficientemente longas, espera-se que à eventual presença de tendências nessas séries correspondam alterações nas características estatísticas das mesmas, com ênfase para alterações nas respectivas médias. A detecção destas alterações utilizou, então, os registos de precipitação apenas em 11 postos udométricos e recorreu ao método clássico de médias móveis e a um procedimento, expressamente desenvolvido para o efeito, baseado na divisão de cada série de precipitação objecto da detecção de tendências em duas sub séries temporalmente contíguas, necessariamente com dimensão superior a uma dimensão mínima, então fixada em 15 valores. Após constituição, para esse posto, dos sucessivos conjuntos de todas as possíveis duas sub séries, pesquisaram-se as quebras de homogeneidade nas médias dessas sub séries, mediante aplicação do teste de Student (MURTEIRA, p. 86-88, 1980) e do teste não paramétrico de Mann-Whitney (SIEGEL, p. 131-144, 1975, e HENRIQUES, p. 349 e 350, 1990).

A partir da análise efectuada, PORTELA e QUINTELA, 1998, 1999, 2001a, 2001b concluíram ser evidente que as precipitações no 2º Trimestre do ano hidrológico (de Janeiro a Março) e, de modo mais acentuado, no mês de Março, exibiam tendência nítida de redução: nos últimos 15 anos e em relação às médias nos períodos então analisados, a precipitação ocorrida naquele trimestre representava entre 59% e 82% e a precipitação no mês de Março, entre 37% e 65%. Alguns dos postos analisados sustentavam a hipótese de tendência para diminuição, embora muito atenuada, também da precipitação anual. Os autores referiram que a importância dos resultados que obtiveram na consubstanciação da hipótese de a precipitação ter diminuído em consequência de mudança climática justificava o prosseguimento dos estudos e que tal prosseguimento deveria dar prioridade à confirmação ou não das variações da precipitação que detectaram, mediante a análise de séries de precipitação num número maior de postos udométricos dispondo de longos períodos de registo, de modo a eventualmente proceder à identificação de zonas do território nacional exibindo semelhantes tendências de variação da precipitação.

Dando continuação e completando, muito significativamente, os estudos antecedentes, prosseguiu-se com a detecção de tendências em séries de precipitação, por utilização de séries longas num número muito maior de postos, designadamente, em 98 postos udométricos. Para tanto, aplicou-se o teste não paramétrico de Mann-Kendall (MANN, 1945; KENDALL, 1975), amplamente utilizado no contexto em causa, complementado pelo estimador de magnitude da tendência de Sen, SEN (1968).

Por utilização de *software* específico de interpolação espacial, procedeu-se, ainda, à caracterização para Portugal Continental das magnitudes da tendência de variação da precipitação, tendo por base os postos udométricos em que se concluiu ser tal tendência estatisticamente significativa.

Os modelos aplicados são descritos no item 2, constando a apresentação de resultados do item 3 e a correspondente discussão, do item 4.

2. DESCRIÇÃO DO TESTE

O teste de Mann-Kendall é um teste não paramétrico que tem sido amplamente aplicado à detecção de tendências monotónicas em séries¹, sem especificar se tais tendências são lineares ou não lineares. O teste foi utilizado inicialmente por MANN, 1945, e posteriormente alterado por KENDALL, 1975, que criou a correspondente estatística. A aplicação do teste, relatada por numerosos autores, tem evidenciado resultados muito consistentes.

Considere-se a série temporal de N valores anuais (um valor por ano) com termo genérico $Y_i, i = 1, \dots, N$. De acordo com o teste de Mann-Kendall, cada valor $Y_i, i = 1, \dots, N-1$ é comparado com todos os valores que se lhe seguem $Y_j, j = i+1, i+2, \dots, N$, gerando-se uma nova série Z_i que contém um indicador do valor relativo da diferença entre termos da série Y_i , de acordo com:

$$Z_i = \text{sgn}(Y_i - Y_j) = \begin{cases} 1 & \text{se } Y_i > Y_j \\ 0 & \text{se } Y_i = Y_j \\ -1 & \text{se } Y_i < Y_j \end{cases} \quad (1)$$

A estatística de teste de é obtida através da soma da série Z_i , da seguinte forma:

$$S = \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \text{sgn}(Y_i - Y_j) \quad (2)$$

MANN, 1945, e KENDALL, 1975, demonstraram que, para amostras com grande dimensão em que a estatística do teste ocorre sem a presença de valores nulos de Z_i , e considerando a hipótese nula, H_0 , de ausência de tendência, a estatística S segue aproximadamente uma distribuição normal com média nula, ou seja:

$$E(S) = 0 \quad (3)$$

e variância definida por:

$$\text{Var}(S) = \frac{N(N-1)(2N+5)}{18} \quad (4)$$

em que N é a dimensão da amostra. A significância de S para a hipótese nula pode ser testada com recurso a um teste bilateral, sendo que pode ser rejeitada para grandes valores da estatística $Z(t)$ definida de acordo com:

$$Z(t) = \begin{cases} \frac{S-1}{\sqrt{\text{Var}(S)}} & \text{se } S > 0 \\ 0 & \text{se } S = 0 \\ \frac{S+1}{\sqrt{\text{Var}(S)}} & \text{se } S < 0 \end{cases} \quad (5)$$

A hipótese nula de ausência de tendência, H_0 , é rejeitada sempre que $|Z(t)| > Z_{\alpha/2}$; em que α é o nível de significância adoptado e $Z_{\alpha/2}$ é a variável normal reduzida para a função de distribuição normal padrão, na cauda direita da distribuição. O sinal da estatística $Z(t)$ indica se a tendência é crescente ($Z(t) > 0$) ou decrescente ($Z(t) < 0$). Nas aplicações efectuadas no âmbito do estudo subjacente ao presente artigo adoptou-se o nível de significância de $\alpha = 0.05$.

¹ Ou seja, o teste não detecta se ocorre uma "mudança de direcção" na tendência.

Não obstante o teste de Mann-Kendall permitir detectar tendências estatisticamente significativas não fornece qualquer estimativa da magnitude dessas tendências. Para tal é necessário aplicar um estimador estatístico da tendência, para o que se recorreu ao estimador de declive inicialmente proposto por SEN, 1968, descrito, de acordo com HIRSCH *et al.*, 1982, in LETTENMAIER *et al.*, 1993, por:

$$D_{ij} = \left[\frac{Y_j - Y_i}{X_j - X_i} \right] \quad \text{para } i > j \text{ e } X_i \neq X_j \quad (6)$$

em que Y_i representa a variável em estudo e X_i , o ano em que ocorre a observação de ordem i . Para estimar a magnitude de uma tendência identificada pelo teste de Mann-Kendall é adoptada a mediana de todos os valores do declive D_{ij} relativo à série Y_i . Alguns autores, como HIRSCH *et al.*, 1982, concluíram que a anterior estimativa da magnitude de tendências é robusta mesmo quando na série Y_i ocorrem valores discordantes ou *outliers*. O eventual efeito da sazonalidade também é eliminado desde que se esteja em presença uma série temporal univariada, como seja a constituída pela precipitação num dado mês.

3. DADOS DE BASE

A detecção de tendências incidiu sobre as séries das precipitações mensais e anuais nos 98 postos udométricos identificados no Quadro 1, incluído na página seguinte.

Esperando-se que os resultados da pesquisa de tendências sejam ser tanto mais consistentes, quanto mais ampla for a informação utilizada nessa pesquisa, optou-se por proceder ao preenchimento, para um maior período de tempo comum, das falhas exibidas pelas séries de precipitação mensal nos postos do Quadro 1.

Para tanto, recorreu-se a modelos de regressão linear simples, SALAS, J. D. in MAIDMENT, 1993, p. 19.42, especialmente adequados quando existem registos em postos próximos da cada posto objecto de preenchimento de falhas de registo. Refere-se, seguidamente e de modo breve, o procedimento de preenchimento adoptado, que, para o efeito, foi implementado num programa computacional.

Seja P1 um posto que exhibe uma falha no mês m_t de um dado ano, e P1.i, os n postos geograficamente mais próximos de P1 e tais que possuem os registos no mês e ano em que P1 tem falha. Para cada um destes postos são identificados os anos com registos da precipitação no mês m_t , tanto em P1.i, como em P1 – período comum com registos de precipitação no mês em causa. O preenchimento da falha de registo no posto P1 baseou-se, de entre os n postos P1.i, naquele que conduz à mais elevada correlação entre precipitações no mês m_t no período comum. Identificado o posto P1.i, segue-se o preenchimento propriamente dito, efectuado por aplicação às séries de precipitação no mês m_t nos postos P1 e P1.i do modelo de regressão linear simples sem termo aleatório.

De acordo com tal modelo, a estimativa, Y'_t , da precipitação no mês m_t em falta no posto P1 no ano t ($1 \leq t \leq N$) a partir da precipitação conhecida, para aquele ano e mês, em P1.i, W_t , obtém-se por meio de:

$$Y'_t = \bar{Y} + b (W_t - \bar{W}) + \delta \theta \sqrt{1 - r^2} s_y \varepsilon_t \quad (7)$$

em que \bar{W} e \bar{Y} representam as médias de W e de Y e s_x e s_y , os respectivos desvios-padrão (com correcção do viés). As estimativas de b e de r são dadas por:

$$b = \frac{\sum_{i=1}^N Y_i (W_i - \bar{W})}{\sum_{i=1}^N (W_i - \bar{W})^2} \quad (8)$$

$$r = b s_x / s_y \quad (9)$$

Quadro 1 – Postos udométricos utilizados no estudo. Características gerais.

Posto udométrico		Coordenadas de localização		Posto udométrico		Coordenadas de localização	
Nome	Código	M	P	Nome	Código	M	P
		(m)	(m)			(m)	(m)
Vinhais	02O02	293547	541066	Pendilhe	08J05	225142	436990
Moimenta da Raia	02P01	295869	553749	Touro	08K01	232519	436093
Montezinho	02Q01	311835	552285	Vila Nova de Paiva	08K02	234062	431473
Firvidas	03K04	234153	535597	Ariz	08L04	240467	438138
Cervos	03K05	237648	529753	Escalhão	08P02	301774	442772
Barracão	03K06	235207	532671	Albergaria-A-Velha	09G01	170281	414487
Vilar do Porro	03K08	233293	522018	Campia	09H01	192816	410730
Celas	03P01	300772	527894	Aguar da Beira	09L01	250486	427557
Braga (Posto agrário)	04G01	177614	508862	Oliveira do Bairro	10G01	170200	394128
Sameiro	04G02	180277	507929	Viseu	10J01	219594	410752
Couto de Dornelas	04J03	223820	518432	Guarda	10N03	273295	396280
Gondiaes	04J05	224299	513497	Miuzela	10O03	295570	393971
Sta. Marta Montanha	04K02	232566	503657	Gouveia	11L01	245074	392354
Lixa do Alvão	04K03	236974	503524	Penhas Douradas	11L05	249374	383127
Gouvães da Serra	05K01	233738	501040	Pega	11O01	283829	384729
Bornes	05O01	294373	499171	Aldeia da Ponte	11P01	307283	383455
Chacim	05P01	302848	500706	Coimbra/Geofísico	12G01	175030	359717
Peredo	05P02	305654	496118	Coja	12J01	212622	366318
Marco de Canavezes	06I02	198465	468105	Penamacor	12O01	282213	355651
Fonte Longa	06N03	272526	474019	Vale de Espinho	12P01	300644	370312
Sobrado de Paiva	07H02	188419	452843	S. Vicente da Beira	13L04	249653	340561
Gralheira	07J05	213768	448220	Maceira-Lis	15D03	133998	302405
Mosteiro do Cabril	08I01	202787	442037	Alvaizere	15G01	178461	318221
Castro Daire	08J04	216484	435731	Ferreira do Zezere	15H02	186996	303398

Posto udométrico		Coordenadas de localização		Posto udométrico		Coordenadas de localização	
Nome	Código	M	P	Nome	Código	M	P
		(m)	(m)			(m)	(m)
Proença-a-Nova	15J01	219860	308964	Águas de Moura	22E01	151645	179560
Castelo Branco	15M01	255519	316542	Santiago do Escoural	22H02	196954	174820
Vila Velha de Rodão	16K01	239917	297939	Montevil	23F01	157369	158867
Montalvão	16L01	252193	291381	Alcaçovas	23I01	198404	158138
Nisa	16L03	239971	282857	Torrão	24H01	191598	147041
Cabo Carvoeiro	17A02	90671	265294	Viana do Alentejo	24I01	211058	151269
Abrã	17E02	145319	272121	Amieira	24L01	250100	145959
Pernes	17F01	153909	268364	Barros (Azinheira)	25G01	176453	120245
Gavião	17J01	216811	277190	Pedrogão do Alentejo	25L01	242611	127877
Vale do Peso	17L02	241839	264300	S. Domingos	26F01	163960	107032
Pragança	18C01	119640	248100	B. Campilhas	26F02	157018	96675
Chouto	18G01	181167	257148	Alvalade	26G01	176761	108435
Alter do Chão	18L01	238748	250129	Aljustrel	26I03	197000	100109
Portalegre	18M01	261698	257370	Trindade	26J01	221193	101924
Sobral de Mt. Agraço	19C01	111981	228504	Castro Verde	27I01	203510	81240
Salvaterra de Magos	19E02	147907	229542	S. Marcos Ataboeira	27J01	217105	81966
Cabeço de Vide	19L01	247180	240368	Odemira	28F01	154232	70390
Monforte	19M01	259856	231788	Almodôvar	28I01	205778	60184
Sta. Eulália	19N02	276621	226474	Sabóia	29G01	167726	58240
Caia (Barragem)	19O02	286080	226418	Sta. Cruz	29J03	218936	52681
Pavia	20I01	210416	214051	Giões	29K02	239670	55559
Estremoz	20L01	247204	208171	Penedos	29K04	229758	57923
Elvas	20O01	285188	213176	Marmeleite	30E02	152454	38088
Vendas Novas	21G01	170849	188718	Sobreira	30I02	206386	36969
Azaruja	21K01	231177	192858	Catraia	30J02	217595	35135

O termo ε representa uma variável aleatória normal com média nula e variância unitária e o parâmetro θ traduz a possibilidade de incluir ($\theta = 1$) ou não ($\theta = 0$) tal termo aleatório. O parâmetro δ destina-se a eliminar o viés na estimativa da variância de Y , sendo dado por MATALAS e JACOBS, 1964 [6]

$$\delta = \sqrt{\frac{N1(N-4)(N-1)}{(N1-1)(N-3)(N-2)}} \quad (10)$$

em que $(N1+N)$ representa a dimensão da sequência preenchida.

Na aplicação do anterior modelo, cada valor da precipitação em falta foi preenchido a partir dos $n=30$ postos que, sendo geograficamente mais próximos, dispõem de registos no mês m_i , não se tendo considerado a aplicação do termo aleatório ($\theta = 0$).

Menciona-se, ainda, que o período comum com registos em cada mês objecto de preenchimento tem de ser suficientemente longo de modo a que a equação de regressão linear possa “reproduzir”, com o menor erro de amostragem possível, a variável em causa. O procedimento de preenchimento não atende, contudo, à influência de factores fisiográficos e climáticos, como sejam a proximidade ao mar ou o efeito da altitude, pois admite-se que tal circunstância seja atenuada se os dois postos em causa (o posto com falha e o utilizado no preenchimento dessa falha) forem suficientemente próximos, de modo a assegurar valores e padrões de variação das séries hidrológicas correlacionáveis.

Foi, assim, possível dispor de séries contínuas das precipitações mensais nos postos do Quadro 1 para o período de 94 anos compreendido entre 1910/11 e 2003/04.

4. RESULTADOS

Os resultados obtidos respeitaram à identificação, para cada mês e para o ano, das tendências estatisticamente significativas nas séries de precipitações nos 98 postos do Quadro 1 e à caracterização espacial da magnitude dessas tendências.

Na detecção de tendências adoptou-se o teste de Mann-Kendall para o nível de significância, α , de 5% correspondente, para teste bilateral, à probabilidade de não excedência de $1 - \alpha/2 = 0.975$. As ocorrências de tendências estatisticamente significativas estão sistematizadas no Quadro 2, tendo sido assinaladas a azul, quando correspondentes a acréscimos da precipitação, e a amarelo, quando relativas a decréscimos da precipitação.

A caracterização espacial das magnitudes das anteriores tendências é apresentada na forma gráfica, sobre o mapa de Portugal Continental, nas Figuras 1 a 7, incluídas nas páginas que se seguem. Para o efeito, em cada mês e no ano, apenas foram consideradas as ocorrências a que correspondem tendências estatisticamente significativas, de acordo com os resultados do teste de Mann-Kendall. As figuras foram obtidas através do programa de construção de superfícies *Surfer Version 8.01*, 2002, que permitiu a interpolação espacial das magnitudes das tendências para aquelas ocorrências. Cada figura inclui ainda a indicação esquemática da rede de 98 postos udométricos utilizados no estudo (pontos a preto).

Anota-se que, em cada posto e para cada mês, as magnitudes das tendências estatisticamente significativas foram obtidos por aplicação do estimador de Sen, SEN, 1968, à série de precipitações adimensionalizadas nesse mês, para o que tais precipitações foram expressas em percentagem da correspondente média mensal no período de 94 anos adoptado nos estudos (1910/11 a 2003/04). No que respeita aos resultados relativos ao ano, adoptaram-se também precipitações adimensionais, neste caso expressas em percentagem das precipitações anuais médias.

Quadro 2 – Séries de precipitação em 98 postos udométricos, no período de 94 anos, entre 1910/11 e 2003/04. Resultados da pesquisa de tendências para o nível de significância de 5%.

Código do posto	Período												Código do posto	Período												
	Out	Nov	Dez	Jan	Fev	Mar	Abr	Mai	Jun	Jul	Ago	Set		Ano	Out	Nov	Dez	Jan	Fev	Mar	Abr	Mai	Jun	Jul	Ago	Set
02P01														08K02												
02O02														08L04												
02Q01														08P02												
03K04														09G01												
03K05														09H01												
03K06														09L01												
03K08														10G01												
03P01														10J01												
04G01														10N03												
04G02														10O03												
04J03														11L01												
04J05														11L05												
04K02														11O01												
04K03														11P01												
05K01														12G01												
05O01														12J01												
05P01														12O01												
05P02														12P01												
06I02														13L04												
06N03														15D03												
07H02														15G01												
07J05														15H02												
08I01														15J01												
08J04														15M01												
08J05														16K01												
08K01														16L01												

Código do posto	Período												Código do posto	Período												
	Out	Nov	Dez	Jan	Fev	Mar	Abr	Mai	Jun	Jul	Ago	Set		Ano	Out	Nov	Dez	Jan	Fev	Mar	Abr	Mai	Jun	Jul	Ago	Set
16L03														24I01												
17A02														24L01												
17E02														25G01												
17F01														25L01												
17J01														26F01												
17L02														26F02												
18C01														26G01												
18G01														26I03												
18L01														26J01												
18M01														27I01												
19C01														27J01												
19E02														28F01												
19L01														28I01												
19M01														29G01												
19N02														29J03												
19O02														29K02												
20I01														29K04												
20L01														30E02												
20O01														30I02												
21G01														30J02												
21K01																										
22E01																										
22H02																										
23F01																										
23I01																										
24H01																										

Tendência de acréscimo estatisticamente significativaTendência de decréscimo estatisticamente significativaAusência de tendência

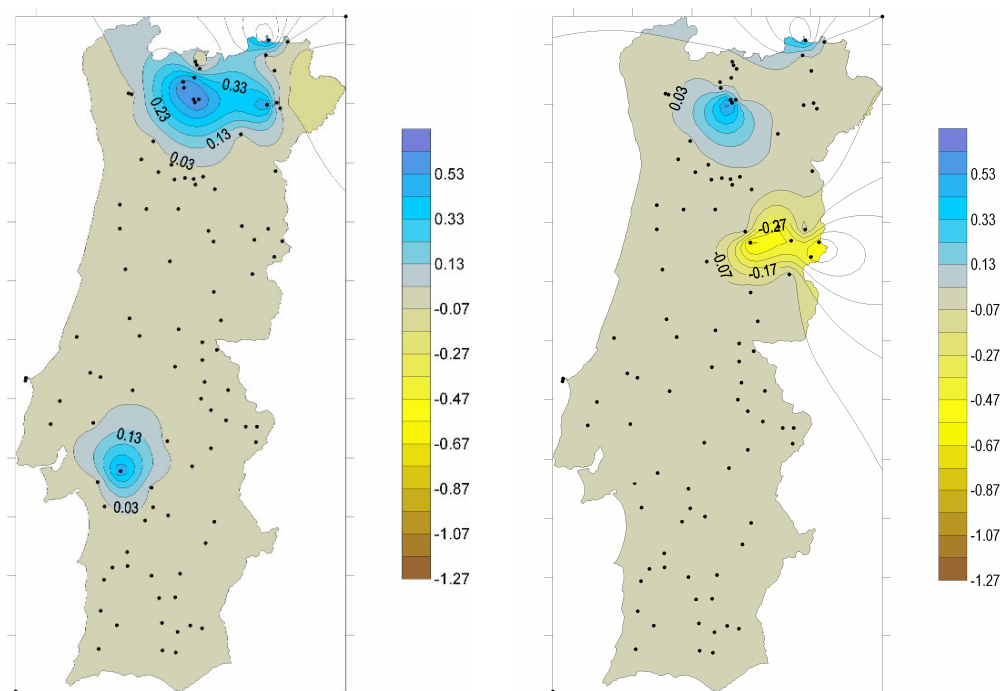


Figura 1 – Distribuição espacial da magnitude das tendências estatisticamente significativas nos meses de Outubro, à esquerda, e de Novembro, à direita (magnitudes expressas em percentagem por ano da precipitação média no correspondente mês).

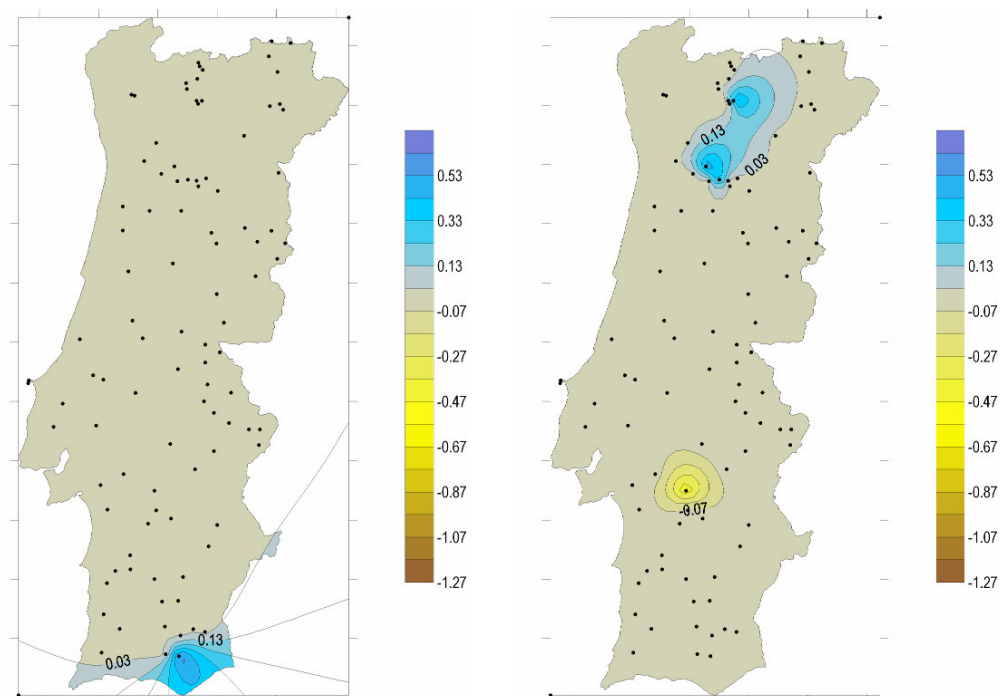


Figura 2 – Distribuição espacial da magnitude das tendências estatisticamente significativas nos meses de Dezembro, à esquerda, e de Janeiro, à direita (magnitudes expressas em percentagem por ano da precipitação média no correspondente mês).

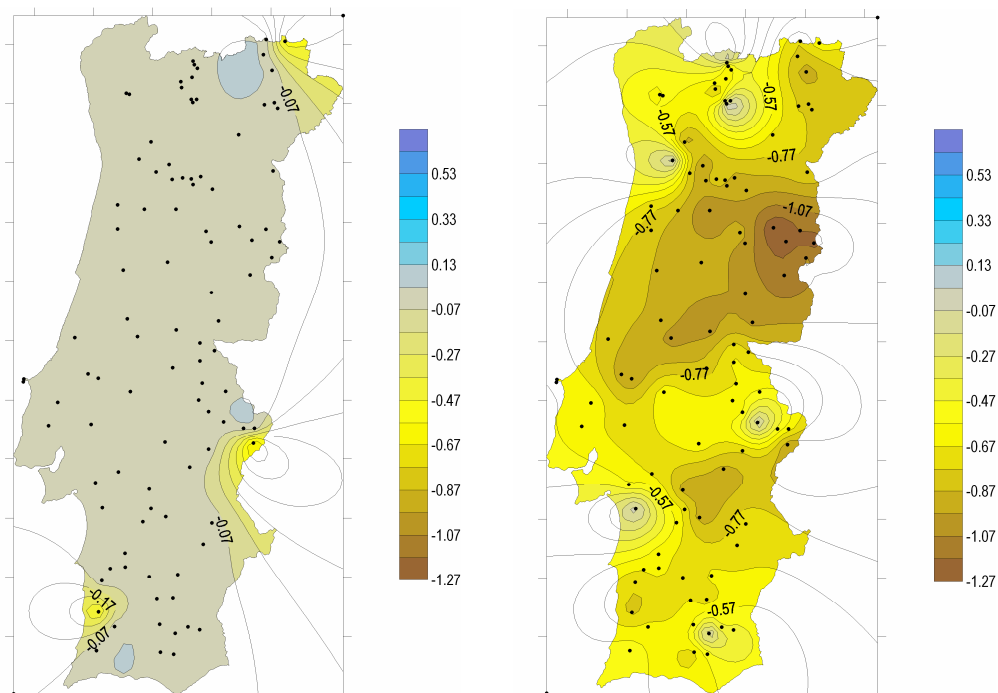


Figura 3 – Distribuição espacial da magnitude das tendências estatisticamente significativas nos meses de Fevereiro, à esquerda, e de Março, à direita (magnitudes expressas em percentagem por ano da precipitação média no correspondente mês).

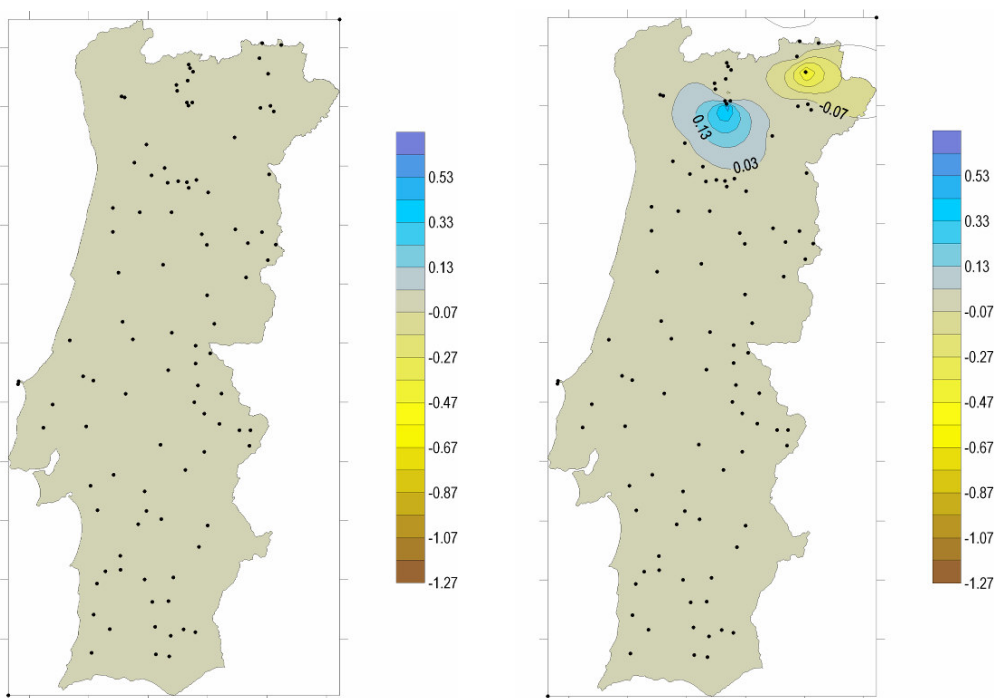


Figura 4 – Distribuição espacial da magnitude das tendências estatisticamente significativas nos meses de Abril, à esquerda, e de Maio, à direita (magnitudes expressas em percentagem por ano da precipitação média no correspondente mês).

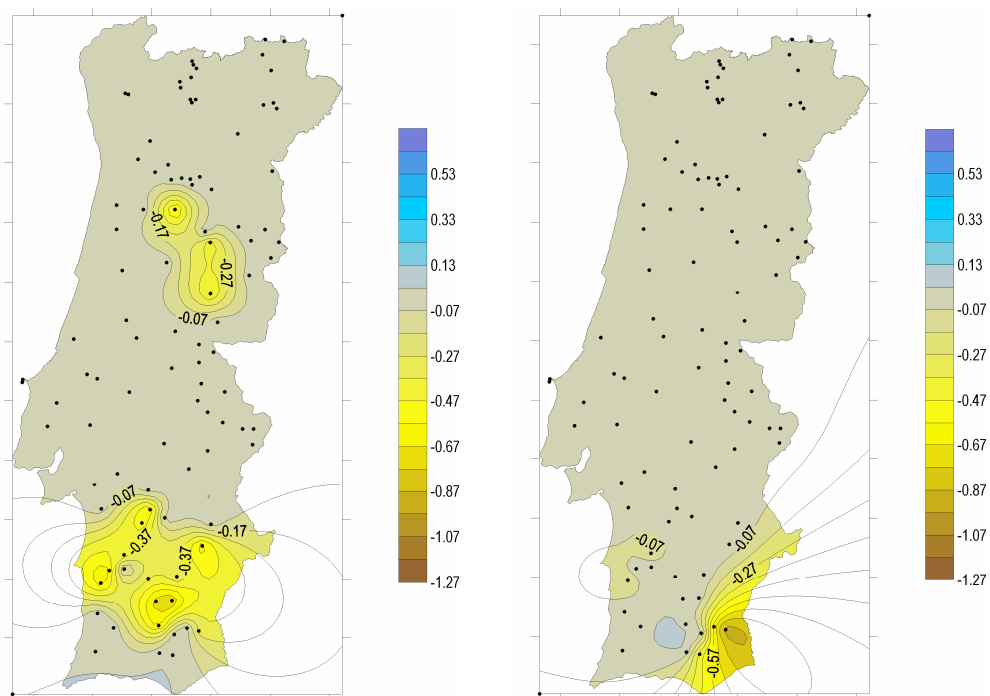


Figura 5 – Distribuição espacial da magnitude das tendências estatisticamente significativas nos meses de Junho, à esquerda, e de Julho, à direita (magnitudes expressas em percentagem por ano da precipitação média no correspondente mês).

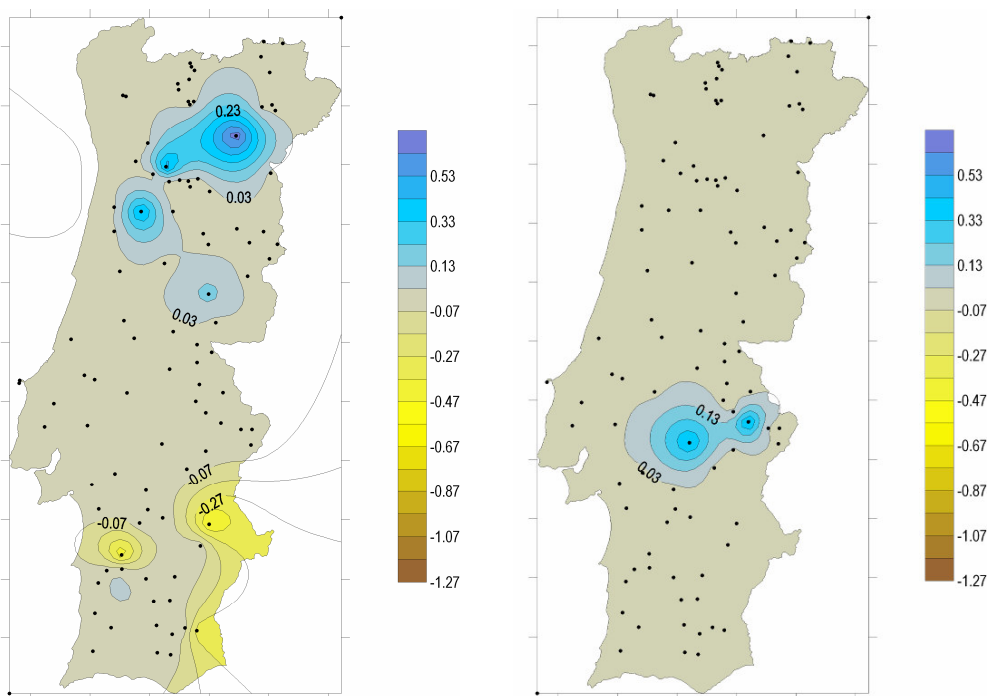
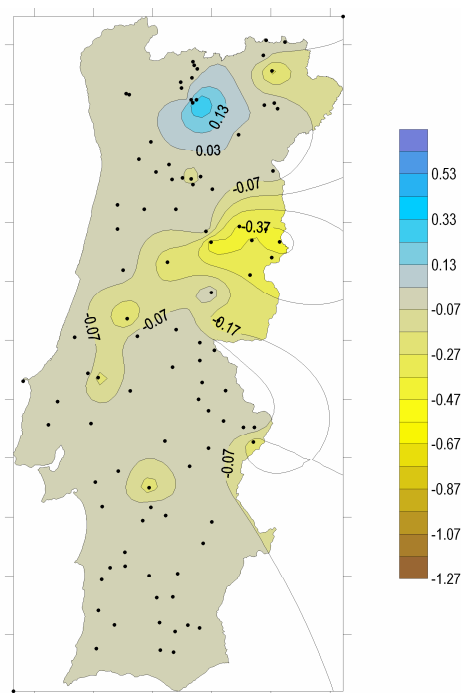


Figura 6 – Distribuição espacial da magnitude das tendências estatisticamente significativas nos meses de Agosto, à esquerda, e de Setembro, à direita (magnitudes expressas em percentagem por ano da precipitação média no correspondente mês).



Na interpolação espacial subjacente à construção das superfícies das anteriores figuras adoptou-se o método de *kriging* que, apesar de inicialmente associado à geo-estatística, tem sido largamente utilizado na interpolação espacial noutros domínios, com resultados muito satisfatórios.

De acordo com a escala de graduação de cor adotada nas Figuras 1 a 7, as cores mais quentes representam tendências significativas de decréscimo da precipitação e as cores mais frias, tendências significativas de acréscimo da precipitação. Como mencionado, num dado intervalo de tempo (dado mês ou ano) as precipitações foram adimensionalizados, para o que foram expressas em percentagem da precipitação média nesse intervalo de tempo no período de 94 anos adoptado no estudo.

Deste modo, se, para uma dada zona, \bar{P} representar a média da precipitação num dado intervalo de tempo (dado mês ou ano) e se, para essa zona e intervalo de tempo, a figura correspondente, de entre as Figuras 1 a 7, indicar o valor genérico γ , então a variação, expressa em percentagem, da precipitação média nesse intervalo de tempo num período de κ anos é dada pelo produto $\kappa \gamma$, correspondendo-lhe uma variação da precipitação, em termos absolutos, de $(\bar{P} \kappa \gamma)/100$ mm.

5. DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

A detecção e a quantificação de tendências a que se refere o presente artigo incidiram sobre 98 postos udométricos para os quais foram analisadas $98 \times 12 = 1176$ séries de precipitação mensal e 98 séries de precipitações anuais, qualquer uma dessas séries constituída por 94 valores (relativos ao período de 94 anos, entre 1910/11 e 2003/04).

Em termos gerais e conforme decorre do Quadro 2, as tendências estatisticamente significativas (para o nível de significância de 5%) foram em número de 147, para as séries de precipitações mensais, e de 17, para as séries de precipitações anuais, valores correspondentes a 12.5 e a 17.4% do respectivo número total de séries analisadas a cada um daqueles níveis temporais.

Das 147 ocorrências a nível mensal, apenas 23 se referem a acréscimos da precipitação; das restantes 124 ocorrências com decréscimos significativos da precipitação mensal, 91 reportam-se ao mês de

Março. Por outras palavras, apenas em 7 dos 98 postos analisados se concluiu ser de rejeitar a hipótese de haver diminuição da precipitação no mês de Março.

A nível anual, das 17 ocorrências correspondentes a variações da precipitação anual com significado estatístico, apenas 2 corresponderam a acréscimos daquela precipitação.

A quantificação e a caracterização espacial da magnitude das anteriores tendências – Figuras 1 a 7 – evidencia que, exceptuando o mês de Março, se está em presença de variações da precipitação sempre geograficamente muito circunscritas. Nos meses de Outubro, Dezembro e Setembro, tais variações circunscritas apontam no sentido do aumento da precipitação e nos meses de Fevereiro, Junho e Julho, no da diminuição. Nos meses de Novembro, Janeiro, Maio e Agosto ocorre tanto o aumento, como a diminuição da precipitação mensal, sendo também esta a situação a nível anual. Apenas para o mês de Abril não foi detectada qualquer variação estatisticamente significativa da precipitação.

Ressalta da caracterização levada a cabo a tendência mais frequente para a diminuição da precipitação (a nível, quer mensal, quer anual) e, com grande ênfase, a diminuição muito acentuada e generalizada da precipitação no mês de Março, aliás, em conformidade com estudos antecedentes, CORTE-REAL *et al.*, 1998, de PORTELA e QUINTELA, 1998, 1999, 2001a, 2001b.

Importa prosseguir o estudo quantificando o efeito das tendências detectadas nas disponibilidades hídricas de superfície e, muito pertinentemente, no desempenho das origens de água, designadamente, das baseadas em albufeiras de regularização.

6. BIBLIOGRAFIA

- CORTE-REAL, J., QIAN, B. e XU, H., 1998, "Regional climate change in Portugal. Precipitation variability associate with large-scale atmospheric circulation", *International Journal of Climatology*, 18, p. 619-635.
- HENRIQUES, A. G., 1990, *Modelos de distribuição de frequências de caudais de cheia*, Dissertação de Doutoramento, IST, Lisboa.
- HIRSCH, R. M., J. R. SLACK, and R. A. SMITH, Techniques of trend analysis for monthly water-quality data, *Water Resources Research*, 18, 107-121, 1982.
- KENDALL, M. G., *Rank Correlation Methods*, 4th ed., Charles Griffin: London, 1975;
- LETTENMAIER, D. P., WOOD E. F. and WALLIS J. R., 1993. Hydro-climatological Trends in the Continental United States, 1948 -88. *Journal of Climate*, Volume 7. American Meteorological Society, 586 – 607.
- MANN, H. B., Non-parametric test against trend, *Econometrica*, 13, 245-259, 1945.
- MURTEIRA, B. J. F., 1980, *Probabilidade e estatística. Volume II*, McGraw-Hill de Portugal.
- PORTELA, M. M.; QUINTELA, A. C., 1998, "Indícios de mudança climática em séries de precipitação em Portugal Continental", *Recursos Hídricos*, Vol. 19 (2 e 3), pp. 41-74, Associação Portuguesa dos Recursos Hídricos (APRH), ISSN 0870-1741, Lisboa.
- PORTELA, M. M. e QUINTELA, A. C., 1999, "A diminuição persistente e progressiva da precipitação verificada em Portugal Continental em épocas do ano", *IV Simpósio de Hidráulica e Recursos Hídricos dos Países de Língua Oficial Portuguesa (4º SILUSBA)*, 16 p., Coimbra, Portugal.
- PORTELA, M. M. e QUINTELA, A. C., 2001a, "A diminuição da precipitação em épocas do ano como indício de mudança climática. Casos estudados em Portugal Continental". *Ingeniería del Agua*, Vol. 8(1), pp. 79-92, ISSN 1134-2196, Espanha.
- PORTELA, M. M. e QUINTELA, A. C., 2001b, "A diminuição da precipitação em Portugal Continental: casos estudados portugueses", *VII Conferência Nacional sobre Qualidade do Ambiente*, pp. 221-236, Departamento de Ambiente e Ordenamento da Universidade de Aveiro, Aveiro.

- QUINTELA, A. C., 1967, *Recursos de águas superficiais em Portugal Continental*. Tese de Doutoramento, Instituto Superior Técnico, Lisboa;
- SALAS, J. D, 1993. "Analysis and Modeling of Hydrologic Time Series". Handbook of hydrology. Editor David R. Maidment, McGraw-Hill, Inc., USA.
- SEN, P. K., Estimates of the regression coefficient based on Kendall's Tau, *J. Am. Stat. Assoc.*, 63, 1379-1389, 1968;
- SIEGEL, S., 1975, *Estatística não-paramétrica para as Ciências do Comportamento*, McGraw-Hill, Brasil.
- YUE,S. e WANG C., Y., 2002. Regional streamflow trend detection with consideration of both temporal and spatial correlation. *International Journal of climatology* nº 22, 933 – 946. Royal Meteorological Society.